

经济联系对中部地区高质量发展影响的 非线性空间效应 基于“中心-外围”城市视角

盛三化¹ 李菲¹ 李佐军² 袁亮¹¹

(1. 三峡大学 经济与管理学院, 湖北 宜昌 443002;

2. 国务院发展研究中心, 北京 100100)

【摘要】: 基于“中心-外围”城市视角, 选取 2006—2019 年我国中部六省 80 个地级市面板数据, 运用多元回归面板模型和空间杜宾模型验证了经济联系对中部地区经济高质量发展影响的非线性空间效应。结果表明: ①中部地区“中心-外围”城市经济联系总体呈上行趋势, 但受到行政区划的阻碍。②“中心-外围”城市经济联系对中部地区经济高质量发展产生“倒 U 型”影响, 且通过了稳健性和内生性检验。③中部地区经济高质量发展存在显著的空间自相关性。④“中心-外围”城市经济联系对经济高质量发展具有显著的“倒 U 型”空间直接效应和“正 U 型”空间溢出效应, 而空间总效应呈现“正 U 型”特征。⑤当前“中心-外围”城市经济联系已越过空间直接效应关系曲线的拐点, 但仍处于空间总效应关系曲线的左半段。因此, 中部地区要持续增强城市经济联系, 强化中心城市辐射带动能力, 推动空间直接效应由“倒 U 型”向“N 型”转变, 促进城市经济联系快速越过“正 U 型”空间总效应关系曲线的拐点。

【关键词】: 中部崛起 经济高质量发展 “中心-外围” 经济联系 空间杜宾模型

【中图分类号】: F293.1 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1005-8141(2022)09-1071-10

0 引言

自中部崛起战略实施以来, 我国中部地区经济社会实现了快速发展, 且对国家经济发展的贡献度不断攀升, 在全国经济发展格局中处于越来越显著的战略地位^[1]。我国强调中心城市和城市群对于打造优势互补高质量发展区域的重要性, 认为以“中心城市”为关键点的城市群发展是新形势下区域高质量发展的主要方向^[2]。2021 年 7 月 22 日, 《中共中央国务院关于新时代推动中部地区高质量发展的意见》(以下简称《意见》)指出, 推动中部地区快速崛起必须加大城市间合作, 加强武汉、郑州国家中心城市建设, 增强长沙、合肥等区域中心城市辐射带动能力。作为经济发展的“增长极”, 中心城市具有强大的集聚能力与高效率空间利用能力^[3], 其凭借资源优势向外发散, 并通过知识溢出、产业转移、信息传播、技术交流等方式带动外围城市经济快速发展^[4]。这种带

基金项目: 国家社会科学基金项目(编号: 19ZDA089)。

作者简介: 盛三化(1976-), 男, 湖南省常德人, 博士, 副教授, 研究方向为区域经济、资源与环境经济。

李菲(1996-), 女, 湖北省黄石人, 硕士研究生, 研究方向为区域经济学。

动作用主要表现为经济要素的流动,体现了中心城市与外围城市之间的经济联系和经济渗透。“中心-外围”城市经济联系实质上是中心城市与外围城市间经济的相互作用,中心城市与外围城市的经济联系强度与其辐射带动效应呈正相关^[5,6]。因此,基于“中心-外围”城市视角研究城市经济联系对我国中部地区经济高质量发展的影响具有重要现实意义。

目前,学术界直接研究城市经济联系与经济高质量发展的文献较少,主要集中于城市或区域经济联系对经济增长的影响研究。经济联系主要表现为劳动、资本、技术等要素的跨区域流动^[5],因此现有文献主要从要素流动的角度探究城市经济联系对经济增长的影响。劳动力流动对流出地和流入地的经济影响不同。如: Braun^[7]研究发现,劳动力流动通过降低流出地的人口增长率而促进了该地经济的增长;而彭国华^[8]、楚尔鸣等^[9]的研究表明,劳动力流动有利于流入地经济增长而不利于流出地经济发展,但科技人才的频繁流动对流入地经济高质量发展存在抑制作用^[10]。资本流动产生的城市经济联系有利于流入地经济增长,但有损流出地经济增长^[11,12]。劳动与资本流动会引起产业转移和变迁,从而产生技术扩散,而技术的长期扩散能同时促进技术流入地与输出地的经济发展^[12,13]。城市之间的生产要素流动与交通设施密切相关,高铁、高速公路等交通基础设施有助于提高城市的整体可达性,从而促进区域要素流动^[14,15]。因此,便捷的交通设施能够间接反映了城市经济联系。此外,产业关联也在一定程度上反映了城市或区域的经济联系,因为产业关联是经济体在经济社会发展过程中产生的相互依存、相互制约的经济联系^[16]。一部分学者研究了产业关联对经济增长的空间溢出影响,结论基本一致。如,彭连清^[17]、陈国亮等^[18]研究发现,区域间经济联系与区域间的溢出效应和带动效应呈正相关;原女原等^[19]基于制造业的实证研究,进一步表明产业关联度对经济发展存在着由缓慢到快速再到稳定缓慢的促进作用。

综上所述,国内外学者对城市经济联系与经济增长的关系各有见解,为本文提供了有益的参考。但经济增长并不能代表经济高质量发展,城市经济联系与经济增长的关系结论也不一定适用于城市经济联系与经济高质量发展的关系。本文的边际贡献为:验证了“中心-外围”城市经济联系对中部地区经济高质量发展存在非线性空间影响——“倒U型”空间直接效应与“正U型”空间总效应。

1 研究设计

1.1 研究假设

人力、资本、技术等要素的跨城流动表明城市间发生经济互动并产生经济联系,增强城市经济联系会加大经济要素跨城流动的速率和总量,而经济要素的流向主要取决于城市对要素的吸引力。在整个中部地区,中心城市具有最显著的城市地位,其发展机会、收入水平等方面优于外围城市。在工业化尚未完成的经济高质量发展初期,大量高端人才、技术等高级生产要素从外围城市流向中心城市,因此中心城市集聚了各种高端人才、高质量投资、高端技术等高级要素,外围城市则流失了高级生产要素,不利于要素升级、结构优化和资源配置效率提升,经济高质量发展动力也相对不足。此阶段,增强“中心-外围”城市经济联系会逐渐降低外围城市经济高质量发展水平。随着工业化持续推进和经济社会发展,中部地区中心城市过高的工作压力、生活成本导致人才等高级要素向外围城市回流,中心城市的部分企业也会因土地、劳动力等成本过高而向外围城市迁移,技术要素也随之外溢,从而促进外围城市要素升级和产业结构优化,提升外围城市的资源配置效率和生产效率,其经济高质量发展水平较快提高。此阶段,增强“中心-外围”城市经济联系会促进外围城市经济高质量发展。由此,本文提出假设 1:“中心-外围”城市经济联系与中部地区外围城市经济高质量发展存在“正U型”关系。

要素的流动伴随要素的集聚,而经济要素的地理集聚会形成区域经济空间格局^[3]。根据区域非均衡理论,在整个中部地区经济高质量发展过程中,经济要素首先流向中心城市,并促使其成为该地区最强的“增长极”城市。当中心城市流出生产要素之时,外围城市因经济发展需求而竞争要素资源,尤其是优质生产要素。因此,某个外围城市要素流入量会影响中部地区其他外围城市的要素流入量,增强某个外围城市与中心城市的经济联系可能会增加中心城市对该外围城市的要素流出量,同时会减少中心城市对中部地区其他外围城市的要素流出量。中部地区某个外围城市与中心城市的经济联系增强不仅会影响该外围城市的经济发展,还会产生溢出效应,并影响中部地区其他外围城市的经济发展。由此,本文提出假设 2:某个外围城市与中心城市的经济联系对中部

地区其他外围城市经济高质量发展造成影响,具有空间溢出效应(空间间接效应)。

1.2 中心-外围城市的界定

首先,构建中部地区 80×80 的关系矩阵,并采用引力模型测度 2006—2019 年中部地区 80 个城市之间的经济联系。本文借鉴罗朋伟等^[20]修正后的引力模型,计算公式如下:

$$ER_{ij} = k_{ij} \times \frac{\sqrt[3]{P_i G_i S_i \times P_j G_j S_j}}{D_{ij}^2} (i \neq j) \dots\dots\dots (1)$$

$$k_{ij} = \frac{G_i}{G_i + G_j} \dots\dots\dots (2)$$

式中:ER_{ij}表示城市 i 对城市 j 的经济联系;k_{ij}表示城市 i 的经济贡献比;P_i、P_j分别表示城市 i 和城市 j 的年末总人口;G_i、G_j分别表示城市 i 和城市 j 的年实际国内生产总值(GDP);S_i、S_j分别表示城市 i 和城市 j 的建成区面积;D_{ij}表示城市间最短公路交通时间(h)。

其次,参考姜莉莉等学者^[21]界定省内地方中心城市的做法,通过社会网络分析方法测算我国中部地区每个城市的中心性。中心性由点度中心度、接近中心度和中间中心度 3 种中心度值决定,将 2006—2019 年城市经济联系矩阵分别导入 Ucinet 软件并输出每年各城市的 3 种中心度值,某个节点的 3 个指标值越大,表明其在整个社会网络中的地位也越高^[22]。

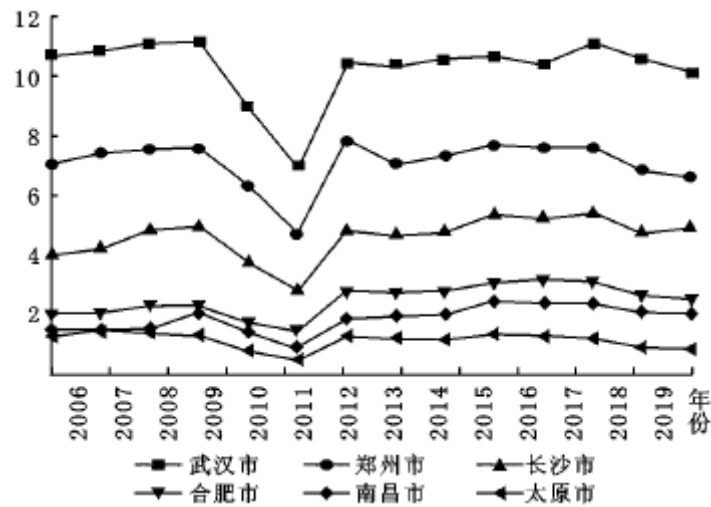


图 1 2006—2019 年 6 省省会城市的点度中心度

最后,通过比较每个城市对应的 3 种中心度值的大小来判断它们在中部地区的城市地位,从而确定中部地区的中心城市。Ucinet 软件输出结果显示,每个城市的接近中心度和中间中心度的值相同,没有参考价值。因此,本文仅通过比较所有城市的点度中心度(某个节点与网络中其他节点相连的数量多少)值的大小来判断它们的城市地位。由于省会城市的点度中心度值一般高于其他地级市,因此本文仅呈现中部六省省会城市的输出结果。由图 1 可知,2006—2019 年 6 个省会城市的点度中心度值的大小顺序基本不变,武汉市始终高居第一,是中部地区最显著的中心城市。在后续的计量分析中,本文视武汉市为唯一的中心城市,其他 79 个城市均为外围城市。

1.3 模型设定

模型 1:借鉴张莉娜等^[23]的研究,采用多元回归面板固定效应模型探究“中心-外围”城市经济联系对经济高质量发展的影响。计算公式如下:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_1 \ln ER_{it} + \alpha_2 \ln ER_{it}^2 + \beta_i control_{it} + \lambda_i + \mu_t + C_1 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:下标 i 为城市;下标 t 为年份; $\ln TFP_{it}$ 为经济高质量发展; $\ln ER_{it}$ 、 $\ln ER_{it}^2$ 为“中心-外围”城市经济联系及其平方项; $control_{it}$ 为控制变量; α_1 、 α_2 、 β_i 分别为模型变量的回归系数; λ_i 为个体固定效应; μ_t 为时间固定效应; C_1 为常数项; ε_{it} 为随机误差项。

模型 2:本文需要验证“中心-外围”城市经济联系对经济高质量发展的影响是否存在空间效应,因此使用空间计量模型^[24]。传统的空间计量模型有空间误差模型、空间滞后模型与空间杜宾模型 3 类,但只有空间杜宾模型考虑了随机扰动项的空间相关性并得到无偏估计结果^[25],因此本文使用空间杜宾模型。在基准回归模型的基础下,借鉴陈若愚等^[26]的研究,构建以下空间杜宾模型:

$$\ln TFP_{it} = \rho W \ln TFP_{jt} + \alpha_3 \ln ER_{it} + \alpha_4 \ln ER_{it}^2 + \varphi_i control_{it} + \theta_1 W \ln ER_{jt} + \theta_2 W \ln ER_{jt}^2 + \partial_j W control_{jt} + \varepsilon_{it} + C_2 \quad (4)$$

式中: $\ln TFP_{it}$ 为城市 i 的经济高质量发展; $\ln TFP_{jt}$ 为 78 个外围城市中城市 j 的经济高质量发展; $\ln ER_{it}$ 、 $\ln ER_{it}^2$ 为城市 i 与中心城市的经济联系及其平方项; $control_{it}$ 为控制变量; W 为空间权重矩阵; $W \ln TFP_{jt}$ 为 78 个外围城市中城市 j 经济高质量发展的空间滞后项; $W \ln ER_{jt}$ 、 $W \ln ER_{jt}^2$ 、 $W control_{jt}$ 分别为 78 个外围城市中的城市 j 与中心城市的经济联系、平方项和控制变量的空间滞后项; ρ 为空间相关系数; α_3 、 α_4 、 θ_1 、 θ_2 分别为空间杜宾模型的回归系数; φ_i 、 ∂_j 分别为控制变量的回归系数; C_2 为常数项; ε_{it} 为误差项。

嵌套权重矩阵将距离权重矩阵和经济特征权重矩阵有机地结合起来,同时考虑研究对象间的距离因素和经济因素^[27],非常适合本文的空间杜宾模型,因此采用嵌套权重矩阵。为保证空间杜宾模型结果的稳健性,本文选择更换解释变量测度指标的稳健性检验方法。

1.4 变量及其测度指标

被解释变量:经济高质量发展($\ln TFP$)。经济高质量发展包括经济结构优化、经济效率提高、经济效益提升等,而全要素生产率是经济结构优化、经济效率提高、经济效益提升的集中体现。本文借鉴张浩然^[28]的研究,采用全要素生产率来衡量城市的经济高质量发展水平。计算公式为:

$$TFP = \frac{y}{k^\alpha \times l^\beta} \quad (5)$$

式中: y 、 k 、 l 分别表示城市的实际 GDP、资本投入和劳动要素投入。资本投入利用永续盘存法估算,投资数据为全社会固定资产投资^[29],资本形成价格使用固定资产投资价格指数^[30]。参考王小鲁^[31]、范九利等^[32]的做法,将资本折旧率设定为 5%;基期为 2005 年,

参考张军扩^[33]、何枫等^[34]的做法,根据 3 倍的资本产出比估算各个城市的基期资本存量。劳动要素投入采用城镇从业人员数量^[28]; α 、 β 表示资本、劳动的产出弹性,取值分别为 0.4 和 0.6^[33]。

为消除异方差影响,等式两边取对数:

$$\ln TFP = \ln y - \alpha \ln k - \beta \ln l \dots\dots\dots (6)$$

核心解释变量:“中心-外围”城市经济联系($\ln ER$),即“中心-外围”城市之间的要素吸引力。生产要素在中心城市与外围城市之间流动是“中心-外围”城市经济联系的重要表现^[35],而要素流动的速率和总量取决于中心城市与外围城市的相互作用力。借鉴罗朋伟等^[20]的研究,采用引力模型测算中心城市与外围城市的经济联系,并参考陈磊等^[13]对城市间双向城市经济联系的处理方法,分别测算 ER_{ci} 和 ER_{ic} ,然后取平均值 ER 作为中心城市与外围城市的双向平均经济联系。计算公式为:

$$ER_{ci} = k_{ci} \times \frac{\sqrt[3]{P_i G_i S_i \times P_c G_c S_c}}{D_{ic}^2}, k_{ci} = \frac{G_c}{G_i + G_c} \dots\dots\dots (7)$$

$$ER_{ic} = k_{ic} \times \frac{\sqrt[3]{P_i G_i S_i \times P_c G_c S_c}}{D_{ic}^2}, k_{ic} = \frac{G_i}{G_i + G_c} \dots\dots\dots (8)$$

$$ER = (ER_{ci} + ER_{ic})/2 \dots\dots\dots (9)$$

式中:下标 c 表示中心城市;下标 i 表示外围城市, $i=1, 2, \dots, 79$; ER 表示中心城市与外围城市的双向平均经济联系; ER_{ci} 表示中心城市对外围城市 i 的经济联系; ER_{ic} 表示外围城市 i 对中心城市的经济联系; k_{ci} 表示中心城市的经济贡献比; k_{ic} 表示外围城市的经济贡献比; P 、 G 、 S 分别表示城市年末人口、实际 GDP 和建成区面积; D_{ic} 表示中心城市与外围城市的最短公路交通时间(h)。为了消除异方差的影响,对计算结果进行对数处理。

控制变量:主要根据全要素生产率增长的 3 条主要路径——制度革新、要素升级与结构优化来选择控制变量^[36]。①人力资本(HC),采用普通中学生在总人口中的比重作为测度指标^[37]。②政府作用(GOV),采用扣除科学支出和教育支出的财政支出占实际 GDP 的比重作为测度指标^[28]。③外商直接投资(FDI),采用外商直接投资额占实际 GDP 的比重作为测度指标^[38]。④产业结构(IS),采用第三产业与第二产业占 GDP 比重的比值作为测度指标^[39]。⑤信息化(INFO),采用互联网用户数占总人口的比重作为测度指标^[40]。

2 实证结果及分析

2.1 数据来源与描述性统计

由于受到新冠疫情的冲击,2020 年武汉市与其他城市间的要素流动量明显下降,而国家发布的一些经济政策推动了城市的发展,因此引力模型测算出的城市经济联系并不符合实际,2020 年的数据不适于本文研究。本文研究时段为 2006—2019 年。统计数据主要来源于国家统计局、EPS 数据库、中部地区的城市统计年鉴和部分地级市的统计公报。其中,“最短公路交通时间”数

据利用百度地图 API 工具提取。

城市经济联系具有方向性差异:Clner 指数(反映中心城市对外围城市的要素吸引力)均值为 18.466,高于 Plner 指数(反映外围城市对中心城市的要素吸引力)的 16.582,lnER 指数(反映中心城市与外围城市的双向平均要素吸引力)的均值为 17.933。控制变量中的标准差均小于 1,数据较为稳定。2006—2019 年,Clner、Plner 和 lnER 等 3 种城市间经济联系指数呈稳定上行趋势,分别上升了 6.911、8.059、7.05,表明中部地区的城市经济联系稳步缓慢上升(图 2)。2006—2019 年,中心城市(武汉)与湖北省其他城市的经济联系指数显著高于其与非湖北省城市的经济联系指数,表明城市经济联系受到行政区划的阻碍(图 3)。

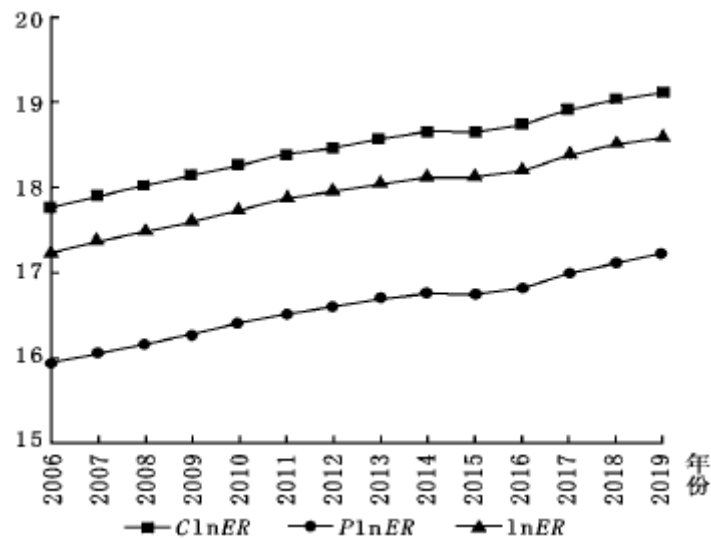


图 2 2006—2019 年 3 类经济联系总体趋势

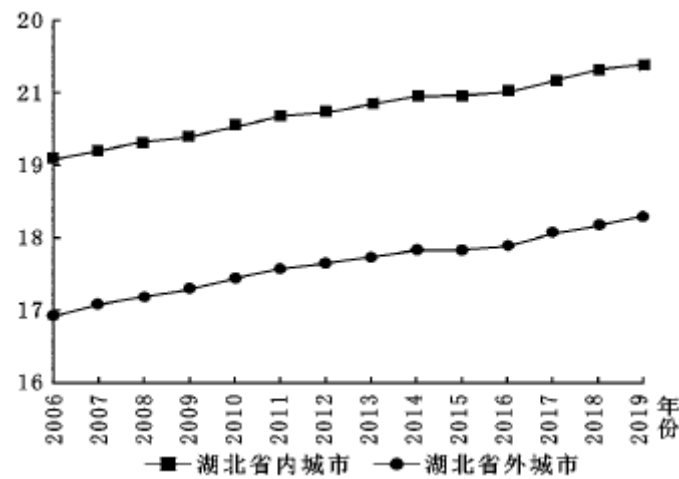


图 3 2006—2019 年湖北省内城市与湖北省外城市的 LNER 总体趋势

2.2 基准回归分析

lnER 系数显著为正,其二次项系数显著为负,说明“中心-外围”城市经济联系与中部地区外围城市经济高质量发展呈“倒 U 型”关系。加入控制变量后,解释变量系数的显著性程度和符号均未改变,表明基准回归模型较为稳健。该结论与研究假设 1 相悖,

可能的原因是:在中部地区经济高质量发展初期(工业化早中期阶段),中心城市在凭借综合优势吸引人才、技术等高级要素的同时,与外围城市的产业分工合作并逐渐形成跨区域产业链,从而促进了外围城市产业结构优化,提高了外围城市的生产效率与资源配置效率,进而提高了其经济高质量发展水平。随着“中心-外围”城市经济联系增强,中心城市与其外围城市的分工合作不断深化,会产生知识溢出、规模经济等效应,外围城市的经济高质量发展水平持续提高,但知识溢出、规模经济等效应存在边际递减,导致外围城市的经济高质量发展提升速度趋缓。进入工业化后期,中心城市对外围城市的知识溢出效应降低到很低水平,外围城市在产业分工中处于不利地位并固化下来,阻碍了外围城市的产业结构优化与要素升级。与此同时,为了培育高质量发展新动能,中心城市大力推进产业高端化、智能化、数字化,吸引外围城市的头部企业总部入驻,并将中低端产业、高污染高耗能产业转移至外围城市,导致外围城市高质量发展水平出现阶段性下降。

需要说明的是,“中心-外围”城市经济联系与中部地区外围城市经济高质量发展的“倒 U 型”关系是基于过去十多年数据估测的结果,将来是否会按照“倒 U 型”关系发展变化具有不确定性。随着国内双循环战略、区域经济一体化战略的推进,中部地区的城市经济联系将进一步增强,中心城市的辐射带动能力也将增强,很可能再次带动外围城市共同推进高质量发展,“中心-外围”城市经济联系与中部地区外围城市经济高质量发展的“倒 U 型”关系将因此向“N 型”转变。

控制变量中,政府作用的回归系数显著为负,表明研究期内中部地区地方政府对经济的干预妨碍了经济高质量发展;外商直接投资的系数显著为负,表明外商直接投资质量不高,降低了城市经济发展质量,与孟祥兰等^[41]的研究结论一致;产业结构的系数显著为正,表明城市产业结构优化有助于全要素生产率,与邓晓兰等^[42]的研究结论一致。

2.3 稳健性检验

借鉴方大春等^[22]的研究,城市经济联系的测度公式如下:

$$ER_{ci} = k_{ci} \times \frac{\sqrt{P_i G_i \times P_c G_c}}{D_{ic}^2}, k_{ci} = \frac{G_c}{G_i + G_c} \dots\dots\dots (10)$$

$$ER_{ic} = k_{ic} \times \frac{\sqrt{P_i G_i \times P_c G_c}}{D_{ic}^2}, k_{ic} = \frac{G_i}{G_i + G_c} \dots\dots\dots (11)$$

$$ER = (ER_{ci} + ER_{ic})/2 \dots\dots\dots (12)$$

式中:下标 c 表示中心城市;下标 i 表示外围城市, $i=1, 2, \dots, 79$;ER 表示中心城市对外围城市的双向平均经济联系;ERci 表示中心城市对外围城市 i 的经济联系;ERic 表示外围城市 i 对中心城市的经济联系;kci 表示中心城市的经济贡献比;kic 表示外围城市的经济贡献比;P、G 分别表示年末人口、实际 GDP 值;Dic 为城市间最短公路里程数(km)。对计算结果进行对数处理,以消除异方差的影响。

稳健性检验结果表明,lnER 及其二次项系数的显著性和符号与列(1)和列(2)的回归结果一致,即本文基准回归模型稳健。

2.4 内生性检验

城市经济高质量发展水平提高可能会促进城市之间的要素流动,从而增强城市的经济联系,并可能进一步影响人力资本提升

、外商直接投资、产业结构升级和信息化水平。为了解决因变量与自变量互成因果的内生性问题,本文借鉴张传财等^[43]的内生性处理方法,将解释变量和除开政府作用以外的控制变量的滞后一期代入公式(3)中重新进行回归。列(5)呈现了内生性处理后的回归结果。从结果来看,lnER 及其二次项系数符号未改变且依然显著。

3 空间效应分析

3.1 空间相关性检验

本文通过 Moran' sI 指数来检验被解释变量是否具有空间相关性。从 2006—2019 年经济高质量发展的全局莫兰检验结果可见,所有年份下的城市经济高质量发展的莫兰指数都在 1%显著水平下显著,莫兰值大于 0。因此,中部地区城市经济高质量发展并不是随机分布的,在地理位置上具有空间集聚性,满足空间计量模型的前提条件。

3.2 空间杜宾模型检验

理论上,空间杜宾模型更适于本文,但是否符合实际,还有待检验。为检验空间杜宾模型的稳健性及其类型,本文先后进行了 LM 检验、LR 检验、Hausman 检验和联合显著性检验。

其中:LM 检验具有两个原假设,分别为空间滞后模型优于空间杜宾模型和空间误差模型优于空间杜宾模型,若两个检验结果都拒绝原假设,表明空间杜宾模型优于空间滞后模型和空间误差模型;LR 检验也有两个原假设,分别为空间杜宾模型会退化为空间滞后模型或空间误差模型,若两个检验结果都拒绝原假设,则表明空间杜宾模型非常稳健;Hausman 检验和联合显著性检验是检验空间计量模型的具体类型,Hausman 检验用于选择固定效应还是随机效应模型,联合显著性检验结果则用于选择单个固定效应模型还是双固定效应模型。

3.3 空间溢出效应检验

在极大似然估计条件下,本文采用空间杜宾双固定效应模型对参数进行估计。

由列(7)回归结果可知,加入控制变量后的 $W \times \ln ER$ 和 $W \times \ln ER^2$ 的系数符号没有变化,这表明“中心-外围”城市经济联系与经济高质量发展存在显著的空间“U 型”关系,研究假设 2 得到验证。空间相关系数 ρ 显著为负,说明某个外围城市的经济高质量发展水平与中部地区其他外围城市的经济高质量发展水平负相关。

3.4 空间效应分解

LeSage 等^[44]认为,空间杜宾模型的回归结果虽然可以说明各变量之间的关系,但是并不能解释各变量的边际效应,于是采用偏微分方法将回归结果分解为直接效应、间接效应和总效应。“中心-外围”城市经济联系影响中部地区经济高质量发展的效应分解结果如列(10)所示。更换解释变量指标后的稳健性空间效应分解结果没有发生变化,表明本文的空间杜宾模型较稳健。

由空间直接效应的回归结果可知,“中心-外围”城市经济联系与中部地区外围城市经济高质量发展存在“倒 U 型”关系,这与基准回归模型的研究结论一致。由空间间接效应(空间溢出效应)的回归结果可知,某个外围城市的经济高质量发展水平会受到中部地区其他外围城市与中心城市经济联系的“正 U 型”影响。产生此现象的原因可能是:在中部经济高质量发展初期,中心城市会向外围城市提供产业资源(即中心城市与外围城市的产业分工合作,并形成比较稳定的产业链)与少量高级生产要素,外围城市之间为了争夺产业资源与高级要素而相互竞争,某个外围城市与中心城市经济联系增强会增加该外围城市的产业资源与高级要素的流入,中部地区其他外围城市的产业资源与高级要素的流入量则因此减少,经济高质量发展也随之受阻。随着“中心-外

围”城市经济联系的增强,中部地区中心城市与外围城市的分工合作不断深化,输出的产业资源与高级要素总量增多,同时促进了外围城市之间的分工合作,外围城市对产业资源与高级要素的竞争因此逐渐下降,某个外围城市与中心城市的经济联系加强对中部地区其他外围城市经济高质量发展的阻碍作用减小。在进入工业化后期,随着中部地区分工的深化和广化,中心城市与外围城市、外围城市之间的经济联系增强,外围城市之间的分工合作愈发紧密,某个外围城市不仅受到中心城市的辐射带动效应,还会产生知识外溢效应,从而促进其他外围城市高质量发展。

空间总效应回归结果显示,空间溢出效应影响大于直接效应影响,即“中心-外围”城市经济联系与中部地区整体经济高质量发展存在“正U型”关系。产生此结论的原因可能是:中心城市对要素的吸引力最强,但某个外围城市与中部其他所有外围城市的要素流量总和大于其与中心城市的要素流量,即对于某个外围城市而言,该城市与中心城市的经济联系远远小于该城市与其他78个城市的经济联系之和,因此城市经济联系的空间总效应主要取决于空间间接效应(空间溢出效应)。

模型(10)中 $\ln ER$ 和 $\ln ER2$ 的系数,可以估算出“U型”曲线的拐点所对应的“中心-外围”城市经济联系指数。其中,直接效应“倒U型”曲线所对应的最高点的经济联系指数约为16.7,间接效应“正U型”曲线所对应的最低点的经济联系指数约为28.2,总效应“正U型”曲线所对应的拐点的经济联系指数约为33.1。根据拐点以及曲线的开口方向可以大致画出3种空间效应的整体趋势图(图4)。“中心-外围”城市平均经济联系指数均值约为17.9,已越过空间直接效应影响曲线拐点的对应指数16.7,但处于空间间接效应和空间总效应影响曲线的左半侧,且离其拐点还有一定距离。

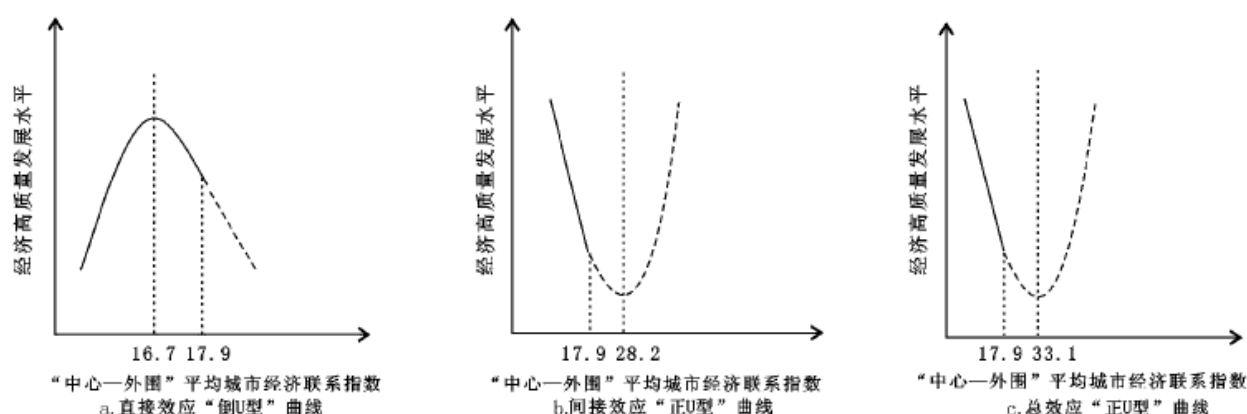


图4 空间效应“U型”曲线

4 结论与建议

4.1 结论

本文基于“中心-外围”城市视角,选取2006—2019年我国中部六省80个地级市的面板数据,采用空间杜宾模型验证了经济联系对中部地区经济高质量发展影响的非线性空间效应。主要结论如下:①2006—2019年,中部地区“中心-外围”城市经济联系总体呈上行趋势,但城市经济联系受到行政区划的阻碍。②在工业化早中期,中心城市与外围城市分工合作有利于外围城市高质量发展,但其带来的知识溢出效应和规模效应存在边际递减;进入工业化后期,中低端产业和高污染高耗能产业转移等不利于外围城市高质量发展,因此“中心-外围”城市经济联系对外围城市经济高质量发展产生“倒U型”影响。随着双循环战略、区域一体化战略的推进,这种“倒U型”关系有望向“N型”转变。③随着外围城市之间由产业资源和高级要素的竞争关系转向更密切的分工合作关系,某个外围城市与中心城市的经济联系增强会对其他外围城市经济高质量发展产生先抑后扬的影响,即“中心-外围”城市经济联系具有“正U型”空间间接效应(空间溢出效应)。中心城市对某个外围城市的经济影响远远小于其他所有外围城市的经济影响之和,“中心-外围”城市经济联系的空间总效应主要取决于空间间接效应,也呈现“正U型”特征。④当前,中部

地区的“中心—外围”城市经济联系已越过空间直接效应影响曲线的拐点,对外围城市经济高质量发展的影响为负;“中心—外围”城市经济联系与经济高质量发展处于空间间接和总效应影响曲线的左半侧,且离拐点还有一定距离,增强“中心—外围”城市经济联系短期内不利于中部地区整体经济高质量发展,但长期内会转向有利的一面。⑤地方政府干预与外商直接投资在一定程度上阻碍了中部地区城市经济高质量发展,产业结构优化则起到了积极作用。

4.2 建议

中部地区城市经济联系具有“倒 U 型”空间直接效应,且已越过拐点,其空间直接效应不利于中部地区高质量发展。因此,在增强城市经济联系的同时,需要采取有效措施推动其空间直接效应由“倒 U 型”向“N 型”转变。①建设多中心格局,强化中心城市的辐射带动能力。中部地区城市众多,单一中心城市辐射带动能力有限(武汉与非湖北城市的经济联系明显不强),需要深入贯彻落实《意见》,聚焦科技创新、人才培养、高端制造、现代服务等领域,加强武汉、郑州国家中心城市建设,增强长沙、合肥、南昌、太原等区域中心城市辐射带动能力,在中部地区至少形成 4 个地位及辐射能力比较接近的中心城市与次中心城市。②大力发展区域重点城市,优化中部区域城市空间网络结构。大力发展襄阳、宜昌、衡阳、洛阳、大同、阜阳、赣州等区域重点城市,增强区域重点城市与邻近城市的经济联系,形成以两大城市群(长江中游城市群、中原城市群)、五大都市圈(武汉、长株潭、郑州、合肥、南昌)为主体,众多“微城市群”环绕的更优更稳更强的城市空间网络结构,更好地发挥城市经济联系的空间溢出效应。

中部地区城市经济联系处于“正 U 型”空间总效应曲线的左侧,需要持续增强中部地区城市间经济联系,推动城市经济联系快速越过“正 U 型”空间总效应曲线的拐点,促进中部地区整体高质量发展。因此,需要打破行政区划隔离,建立中部地区高质量发展跨区域协同机制,推动城市经济联系向纵深发展。①协同推进产业链供应链建设。建立跨省跨市合作机制,共同规划,协同推进现代产业基础、产业链和供应链建设,打造高端化、智能化、数字化的中部地区现代产业链体系,推动城市经济联系更优更强。②协同推进中部地区基础设施建设。协同推进交通、能源、物流等基础设施建设和 5G、工业互联网、物联网、人工智能、大数据等新型基础设施建设,不断突破空间阻碍,降低产品与要素跨区域流动成本。③协同推进现代市场体系建设。协同推进公平竞争制度建设,彻底拆除市场分割,建立统一、开放、竞争、有序的高标准现代市场体系,促进产品与要素自由流动。④协同承接制造业转移。中部地区非中心城市在承接东部地区制造业转移之时要避免恶性竞争,加强分工协作,建设产业转移合作园区,创新跨区域制造业转移利益分享机制,建立跨区域经济统计分成制度。

参考文献:

- [1]徐阳.新常态下中部崛起面临的问题与对策——基于中部地区 81 个地市级政府的绩效评估结果[J].湖北社会科学,2019,(2):66-72.
- [2]习近平.推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局[J].共产党员,2020,(2):4-5.
- [3]兰秀娟,张卫国.经济集聚、空间溢出与区域经济发展差异——基于“中心—外围”视角分析[J].经济问题探索,2020,(10):68-80.
- [4]王佳宁,罗重谱,白静.成渝城市群战略视野的区域中心城市辐射能力[J].改革,2016,(10):14-25.
- [5]崔万田,王淑伟.京津冀区域经济联系强度与网络结构分析[J].技术经济与管理研究,2021,(4):117-121.
- [6]周逸欢,徐建刚,高思航.中部五省区县的经济联系与空间格局研究——基于改进引力模型和社会网络分析法[J].南方建筑,2021,(1):35-41.

-
- [7]Braun J. Essays on Economic Growth and Migration[M]. Boston:Harvard University, 1993.
- [8]彭国华. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距[J]. 经济研究, 2015, 50(1) : 99-110.
- [9]楚尔鸣, 曹策. 人才流动缩小了区域经济差距吗——来自技术转移的经验证据[J]. 财经科学, 2019, (9) : 99-112.
- [10]李培园, 成长春, 严翔. 科技人才流动与经济高质量发展互动关系研究——以长江经济带为例[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(19) : 131-136.
- [11]郭金龙, 王宏伟. 中国区域间资本流动与区域经济差距研究[J]. 管理世界, 2003, (7) : 45-58.
- [12]郭晗, 任保平. 中国区域结构转换的增长效应:要素流动与技术扩散[J]. 经济问题探索, 2017, (12) : 10-17.
- [13]陈磊, 胡立君, 何芳. 要素流动、市场一体化与经济发展——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索, 2019, (12) : 56-69.
- [14]Urena J M, Menerault P, Garmendia M. The High-speed Rail Challenge for Big Intermediate Cities:A National, Regional and Local Perspective[J]. Cities, 2009, 26(5) : 266-279.
- [15]Shaw S L, Fang Z, Lu S, et al . Impacts of High Speed Rail on Railroad Network Accessibility in China [J]. Journal of Transport Geography, 2014, 40 : 112-122.
- [16]Cella G. The Input-output Measurement of Interindustry Linkages[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1984, 46(1) : 73-84.
- [17]彭连清. 我国区域间产业关联与经济增长溢出效应的实证分析——基于区域间投入产出分析的视角[J]. 吉首大学学报(社会科学版), 2008, (3) : 70-77.
- [18]陈国亮, 陈建军. 产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国 212 个城市的经验考察[J]. 管理世界, 2012, (4) : 82-100.
- [19]原女原, 李国平. 产业关联对经济发展水平的影响:基于欧盟投入产出数据的分析[J]. 经济地理, 2016, 36(11) : 76-82, 92.
- [20]罗朋伟, 曹希广, 吉亚辉. 城市经济联系、空间网络与区域经济差距——基于中国西北地区五省份的经验证据分析[J]. 地域研究与开发, 2021, 40(3) : 37-42, 49.
- [21]姜莉莉, 袁家冬, 邸玉双, 等. 吉林省城市空间结构及地方中心城市腹地范围界定[J]. 地理科学, 2020, 40(8) : 1319-1327.
- [22]方大春, 牛黎光. 长三角城市群中心性效应与一体化提升[J]. 区域经济评论, 2020, (6) : 111-118.
- [23]张莉娜, 吕祥伟. 中国式财政分权、劳动力流动与区域经济增长[J]. 经济问题探索, 2021, (6) : 15-29.

-
- [24]王潇潇,陈淑梅.中国经济增长的外溢效应研究[J].亚太经济,2019,(2):15-22,149.
- [25]侯新烁,张宗益,周靖祥.中国经济结构的增长效应及作用路径研究[J].世界经济,2013,36(5):88-111.
- [26]陈若愚,张莹.金融集聚对长三角地区创新扩散影响的机制与成效——基于空间杜宾模型的实证分析[J].经济问题探索,2021,(9):77-86.
- [27]王守坤.空间计量模型中权重矩阵的类型与选择[J].经济数学,2013,30(3):57-63.
- [28]张浩然.空间溢出视角下的金融集聚与城市经济绩效[J].财贸经济,2014,(9):51-61.
- [29]王维.基于资源投入视角的我国旅游业全要素生产率测算[J].统计与决策,2021,37(8):86-89.
- [30]单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
- [31]王小鲁.中国经济增长的可持续性与制度变革[J].经济研究,2000,(7):3-15,79.
- [32]范九利,白暴力,潘泉.我国基础设施资本对经济增长的影响——用生产函数法估计[J].人文杂志,2004,(4):68-74,193.
- [33]张军扩.“七五”期间经济效益的综合分析——各要素对经济增长贡献率测算[J].经济研究,1991,(4):8-17.
- [34]何枫,陈荣,何林.我国资本存量的估算及其相关分析[J].经济学家,2003,(5):29-35.
- [35]方超,盛旗锋,李少付.基于引力模型的皖北城市经济联系研究[J].地域研究与开发,2018,37(2):25-28,35.
- [36]李佐军.培育经济增长新动能从何着手[J].经济研究参考,2017,(24):11.
- [37]肖攀,李连友,唐李伟,等.中国城市环境全要素生产率及其影响因素分析[J].管理学报,2013,10(11):1681-1689.
- [38]马越越.物流业集聚、空间溢出效应与城市全要素生产率——基于辽宁省的实证[J].统计与决策,2021,37(14):101-104.
- [39]张木林,赵魁.基于空间溢出效应的绿色金融与企业全要素生产率关系研究[J].技术经济,2021,40(5):64-72.
- [40]王亚飞,张毅.自贸区设立对城市全要素生产率的影响研究——兼论资本错配的中介效应和产业集聚的调节作用[J].软科学,2021,35(11):52-57.
- [41]孟祥兰,邢茂源.供给侧改革背景下湖北高质量发展综合评价研究——基于加权因子分析法的实证研究[J].数理统计与管理,2019,38(4):675-687.
- [42]邓晓兰,刘若鸿,许晏君.经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率[J].财政研究,2019,(4):23-41.

[43]张传财, 陈汉文. 产品市场竞争、产权性质与内部控制质量[J]. 会计研究, 2017, (5) : 75-82, 97.

[44]Lesage J P, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.